

¿HISTÉRESIS EN LA TASA DE DESEMPLEO DE BOGOTÁ?

Consideraciones sobre el uso de los test ADF y Zivot-Andrews*

Andrés Eduardo Rangel Jiménez **

Resumen

Este artículo toma como base la información de la tasa de desempleo de Bogotá en el periodo 1984-2000 para analizar la estacionariedad de la serie utilizando los test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) y el de Zivot-Andrews (ZA). Se expone cómo en presencia de cambio estructural el test convencional de raíces unitarias ADF se sesga hacia la existencia de raíz unitaria cuando realmente no existe, y dada la alta probabilidad de cometer error tipo II en este test se propone la utilización del test de ruptura secuencial de ZA, el cual diferencia si una serie presenta realmente raíz unitaria, aun en presencia de un cambio estructural. Para el último caso ZA ubica con precisión el periodo del cambio estructural y si sucedió en media, pendiente o en ambos. Al aplicar ZA sobre la tasa de desempleo de Bogotá para el periodo referido, el resultado muestra la presencia de raíz unitaria en la serie

dentro de un cambio estructural en media y pendiente en el tercer trimestre de 1995.

Palabras clave

Raíz unitaria, desempleo, test de ruptura secuencial, series de tiempo.

Abstract

This article takes the information of unemployment rate in Bogotá between 1984 and 2000, to analyze the stationarity of series using Augmented Dickey Fuller (ADF) and Zivot Andrews (ZA) tests. It shows that in the presence of structural break, the common ADF test gets biased into the existence of unit root, being this inexistent and given the more likelihood of getting as result a type 2 error using this test, then, the use of sequential rupture test is suggested, given its capacity to recognize if a data series has unit root even in the presence of structural break; In this case the Zivot Andrews test is precise to identify the period of

* Este artículo se recibió el 22-03-07 y fue aprobado el 12-07-07

** Economista, Universidad del Valle. Docente Cátedra Universidad Autónoma de Occidente. Correo –e: Rangel.ae@gmail.com

time with structural change and if this period happened in mean, slope or both. Using ZA test with the Bogotá unemployment rate in this period, the results obtained the presence of unit root in the series inside a structural break in mean and slope on the third quarter of 1995.

Key words

Unit root, unemployment, sequential rupture test, time series.

Clasificación JEL: C22 - C51 - C52.

Introducción

El tema de raíces unitarias tomó una importancia inusitada desde 1979, cuando Dickey y Fuller sentaron las bases de los test de estacionariedad, cuya relevancia se debe a la conexión entre el orden de integración de las series y el comportamiento de una variable económica. El hecho que una variable sea no estacionaria supone que los shocks que influyen en su evolución tienen un carácter permanente, mientras que si es estacionaria la influencia de las perturbaciones se desvanece en el tiempo. La existencia de raíz unitaria en una serie macroeconómica como la tasa de desempleo justifica, desde la econometría, la adopción de políticas económicas que flexibilicen el mercado laboral colombiano.

La hipótesis de raíz unitaria ha atraído una considerable cantidad de trabajos en el campo de la econometría. De esta variedad se destaca el trabajo seminal de Nelson y Plosser (1982), en el que se encuentra que la mayoría de variables macroeconómicas tienen

una tendencia univariada con una raíz unitaria.

El presente ejercicio intenta reflexionar sobre algunas consideraciones importantes en el uso del test ADF y el test de ruptura secuencial. Para ello se utiliza la serie de la tasa de desempleo de Bogotá durante el periodo 1984-2000 con el ánimo de identificar si se rechaza o no la hipótesis de histeresis. Sin sacrificar la rigurosidad del documento, en un primer apartado se presenta de manera intuitiva la relación entre la conclusión del test ADF y la especificación de la tendencia, sea de orden lineal o superior; se concluye cómo una inadecuada especificación de la tendencia de la serie lleva a que el test erróneamente no rechace la existencia de una raíz unitaria cuando realmente debe hacerlo. En un segundo capítulo se presenta la metodología del test de ruptura secuencial de Zivot y Andrews, el cual indica si existe raíz unitaria o si lo que ha ocurrido es un cambio estructural. Esta metodología tiene como valor agregado el señalar el punto donde ocurre el cambio y si este es en tendencia, intercepto o en ambos. Al aplicarse el test ZA a la serie de la tasa de desempleo de Bogotá se encuentra que existe raíz unitaria, y se identifica un quiebre estructural en media y tendencia ocurrido en el segundo trimestre de 1995.

Evolución de la tasa de desempleo de Bogotá: algunas consideraciones en el periodo 1988-2000

La trayectoria de la tasa de desempleo de Bogotá ha presentado fluctuacio-

nes precedidas por el movimiento de algunos agregados macroeconómicos. Un ejemplo de ello es lo ocurrido entre 1991 y 1994, cuando la tasa de desempleo de Bogotá osciló alrededor del 7.0%, para después del cambio estructural de 1994 comenzar a aumentar considerablemente hasta llegar a un nivel del 12.3% en 1998. Desde comienzos de 1998 este indicador se disparó. En 1999 llegó a una cifra récord, cercana al 20%, lo que es el resultado de la sinergia de tres factores: uno de ellos es el PIB, cuya relación con el empleo urbano es de carácter directo, y presenta rezagos de hasta cuatro trimestres (López y Castaño, 1999). El PIB de Bogotá, que había crecido a tasas superiores al 5% entre 1991 y 1995, se desaceleró de manera acentuada desde 1996 y alcanzó un punto álgido en 1999, con un decrecimiento del -4.1%. El anterior evento se correlaciona con la reducción de la tasa de ocupación en Bogotá, al pasar de 52.1% en el último trimestre de 1999 a 48.9% en el primer trimestre del 2000, cifras que distan mucho del 55.5% para las principales siete ciudades en el año 1995.

El segundo factor que restó dinamismo a la ocupación en Bogotá fue el alza de los salarios reales. Entre 1991 y 1999 éstos crecieron a una tasa anual del 2.6% para un acumulado del 22.5% a finales de 1999. Se configura entonces una situación en la que el leve repunte del PIB para la economía bogotana en 2000 y su repercusión sobre los indicadores del mercado laboral fueron

contrarrestados en gran parte por las alzas salariales.

Otro determinante del empleo urbano en Bogotá son los salarios mínimos reales y los ingresos laborales reales; los primeros corresponden a los ingresos de los trabajadores no calificados y los segundos a los de trabajadores con algún nivel de capital humano. En correspondencia, el alza salarial sobre el desempleo en Bogotá tiene dos "caras": la de los trabajadores calificados y la de los no calificados. Para los primeros, el salario mínimo real tuvo una variación apenas perceptible hasta la década 1988-1998. Sólo a partir de 1999 los salarios se elevan como consecuencia de la deflación experimentada en todo el país, hecho que explica la elevada tasa de desempleo para ese periodo. En contraste, fueron los trabajadores calificados quienes exhibieron un aumento salarial significativo sostenido durante el periodo 1990 -1999 (Sánchez y Núñez, 1998). En efecto, sus salarios alcanzaron un acumulado del 32.5% con una tasa de crecimiento anual del 3.53% durante el periodo en mención.

Por tanto la dinámica de los salarios de este último grupo fue la que lideró la tendencia observada en los ingresos salariales promedio, toda vez que a partir de 1992 se encuentran indicios de una recomposición de la demanda laboral a favor de los trabajadores con un nivel apreciable de capital humano. Es así como la participación de las personas con estudios superiores, completos e incompletos, dentro del

empleo urbano pasa de un 14.9% en 1985 a un 21.1% en 1991.

Mecánica del test ADF

Siguiendo a Davinson y Mackinnon (1993), la práctica más frecuente enfrenta inicialmente dos tipos de PGD:

$$Y_t = \pi_1 + Y_{t-1} + U_t$$

(Paseo aleatorio con deriva), (1)

$$Y_t = \gamma_1 + \gamma_2 t + U_t$$

(Estacionario en tendencia lineal), (2)

donde la ecuación utilizada en el test de Dickey y Fuller:

$$\Delta Y_t = \tau Y_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 t + U_t \quad \text{Con } \tau = \alpha - 1 \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \tau Y_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + U_t.$$

Una falencia del test es la elección del rezago (j), puesto que éste es sensible al número de rezagos escogidos; no obstante, para la escogencia se utilizan los criterios de selección de modelos (Akaike o Schwarz).

Las hipótesis que maneja el contraste son:

$$\begin{cases} H_o : \text{Proceso no estacionario (Raíz unitaria)} \\ H_a : \text{Proceso estacionario} \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_o : \tau = 0 \\ H_a : \tau < 0 \end{cases}$$

Si de entrada no se rechaza $H_o : \tau = 0$, no queda duda sobre la existencia de

raíz unitaria. Debido a la poca potencia del test, el rechazo de H_o es confiable. Es al no rechazo a lo cual debe prestarse especial atención (Enders, 2000).

Análisis de estacionariedad de la serie

Test ADF suponiendo tendencias lineales.

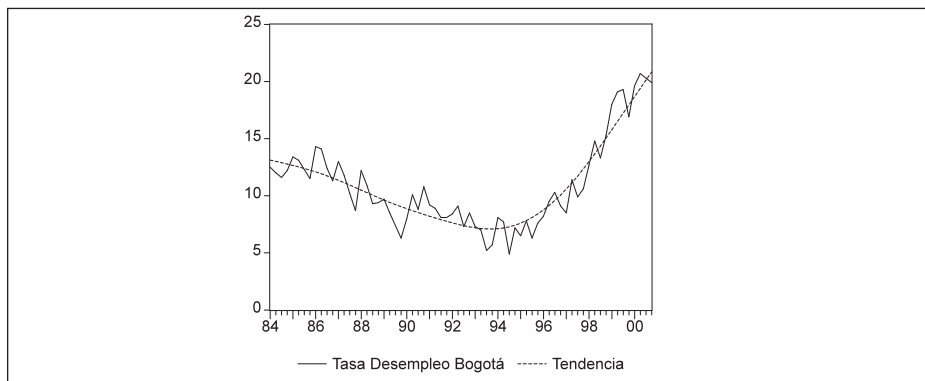
Aplicando el test de Dickey y Fuller Aumentado para la serie de la tasa de desempleo de Bogotá se encuentra raíz unitaria en todos los niveles (ver Anexo 1); sin embargo, si se observa su trayectoria temporal, la tendencia que sigue la serie no es de carácter lineal. Este punto no puede pasarse por alto si se tiene en cuenta que el test enfrenta dos procesos de tipo lineal (ver ecuaciones 1 y 2).

Visualmente podría pensarse que la opción más adecuada para modelar es la tendencia quebrada, e incluso la cuadrática. Aplicar el test ADF presumiendo tendencias lineales cuando éstas realmente no existen aumenta la probabilidad de cometer error tipo II¹ dado que enfrenta dos hipótesis que, por principio de cuentas, son falsas (Castellar 2002).

Test de Zivot y Andrews: ruptura secuencial

Existe un consenso en la literatura sobre la alta sensibilidad de los test de raíces a la presencia de cambios estructurales. Al aplicarse el test ADF

1. Enders (2000) explica que en presencia de cambio estructural el test tiende a concluir erróneamente la existencia de raíz unitaria.

Figura 1. Tasa de desempleo de Bogotá.

Fuente: Lasso (2002).

y Perron a la tasa de desempleo de Bogotá se encuentra que ella sigue un proceso no estacionario, empero, un análisis visual de la serie indica la posible presencia de un cambio estructural alrededor de 1994, lo cual puede sesgar la conclusión del test. Perron (1990) sugiere que en presen-

cia de una ruptura la sensibilidad del test puede observarse aumentando el tamaño de la serie después del cambio. En este caso la conclusión del test tiende a ser revertida, regularidad empírica que se confirma en el cuadro 1:

Cuadro 1. Test ADF para la tasa de desempleo de Bogotá.

Periodo	t_{τ}	Valores críticos de Davinson y Mackinnon	Conclusión del test
1984-1993	-3.793661	-3.5386	Estacionariedad
1984-1994	-4.013635	-3.5247	Estacionariedad
1984-1995	-4.569176	-3.5136	Estacionariedad
1984-1996	-4.302268	-3.5045	Estacionariedad
1984-1997	-3.451950	-3.4969	No estacionariedad
1984-1998	-2.292076	-3.4904	No estacionariedad
1984-1999	-0.825455	-3.4849	No estacionariedad
1984-2000	-0.964121	-3.4801	No estacionariedad

Cálculos del autor. Fuente: Anexo 2.

Como se observa en el cuadro referido, al tomar el periodo 1984 -1994 se rechaza la hipótesis de raíz unitaria. Sin embargo, después del punto de quiebre tiende a revertirse la conclusión inicial conforme se extiende el periodo analizado. Como se mostró anteriormente, el test ADF convencional en presencia de cambio estructural se sesga hacia el no rechazo de la hipótesis de raíz unitaria en la tasa de desempleo, esto es, existe histéresis. Zivot y Andrews (1992) desarrollaron un test de raíces unitarias que detecta la presencia de raíz unitaria independiente de la existencia de una ruptura o cambio estructural, modelando la ruptura de manera secuencial, ya sea en tendencia, en intercepto o en ambos. En palabras de Zivot y Andrews:²

“Si uno considera el hecho de que los acontecimientos que ocasionan el cambio estructural son endógenos, luego el método de prueba correcto de raíz unitaria debería tener en cuenta que los puntos de quiebre en las regresiones de Perron son dependientes de los datos. La hipótesis nula de interés en estos casos es un proceso de raíz unitaria con deriva que excluye cualquier cambio estructural. La hipótesis alterna sigue siendo un proceso estacionario en tendencia que permite un quiebre en la función de tendencia. Bajo la hipótesis alternativa, sin em-

*bargo, nosotros suponemos que no conocemos exactamente cuándo ocurre el punto de quiebre. En vez de esto, se usa un algoritmo dependiente de los datos como proxy del procedimiento subjetivo de Perron para determinar el punto de quiebre”.*³

ZA presenta tres ecuaciones, que denomina modelos A, B y C, que se explican a continuación:

Modelo A: Las variables explicatorias en este modelo incluyen un intercepto; una variable que toma el valor de 1 después del quiebre y el valor de 0 antes del quiebre; una tendencia lineal; la variable endógena rezagada un periodo; y finalmente j términos rezagados de las primeras diferencias de la variable endógena. La ecuación que representa el modelo A es la siguiente:

$$Y_t = \beta_0 + \theta DU_t + \tau Y_{t-1} + \beta_1 t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + U_t,$$

donde la variable DU_t es la variable dicotómica⁴ que captura cambio estructural en intercepto y T_B es el año en que ocurre la ruptura. La variable queda definida así:

$$DU_t : \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Modelo B: La única diferencia con el modelo anterior es la modelación de cambio estructural en tendencia me-

2. Traducción libre del autor.

3. En aras de la transparencia, el programa del test ambientado en Eviews 4.0 se especifica en el Anexo 4.

4. Dado que la serie tiene 68 observaciones, el programa en Eviews genera 68 variables falsas para el cambio estructural en media.

dian­te la inclu­sión de una dicotómi­ca que defina una nueva ten­den­cia des­pués de la rup­tu­ra. La ecuación que define este modelo es:

$$Y_t = \beta_0 + \lambda DT_t + \tau Y_{t-1} + \beta_1 t + \sum_{j=1}^k c_j Y_{t-j} + U_t,$$

la variable que capta la rup­tu­ra estruc­tural en ten­den­cia es DB_t , la cual se define a conti­nuación:

$$DT_t : \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

La variable supone el valor de 0 antes del quiebre y el valor de 1 después del quiebre.

Modelo C: Este modelo tiene en cuenta el cambio tanto en intercepto como en tendencia. La forma funcional del modelo es:

$$Y_t = \beta_0 + \theta DU_t + \lambda DT_t + \tau Y_{t-1} + \beta_1 t + \sum_{j=1}^k c_j Y_{t-j} + U_t.$$

La metodología del test consiste en estimar las anteriores tres ecuaciones por mínimos cuadrados ordinarios de manera secuencial para los valores de $T_B=2, \dots, T-1$, y T es el número de observaciones. La hipótesis nula es raíz unitaria frente a la alterna que es estacionaria con ruptura en tendencia. Para cada valor que tome T_B , el número de retardos k se selecciona siguiendo el criterio de Perron (1990), esto es, se selecciona el último retardo para el cual el respectivo estadístico t es significativo. El punto de quiebre escogido corresponde al mínimo t valor para cada modelo A, B, y C, dado que “el objetivo es estimar el punto de quiebre que dé mayor peso a la hipótesis

alternativa de un proceso estacionario en tendencia” (ZA, p 254).

ZA provee algunas tabulaciones para los tres modelos al 1%, 5% y 10%; no obstante, se trabaja en un nivel aceptable del 5%. Si el estadístico es menor que el valor rechazo, la hipótesis nula es de raíz unitaria. Si es mayor no rechazo, resulta una serie no estacionaria, es decir, con raíz unitaria.

Cuadro 2. Valores críticos para t_τ .

Modelo	Nivel de significancia al 5%
A	-4.80
B	-4.42
C	-5.08

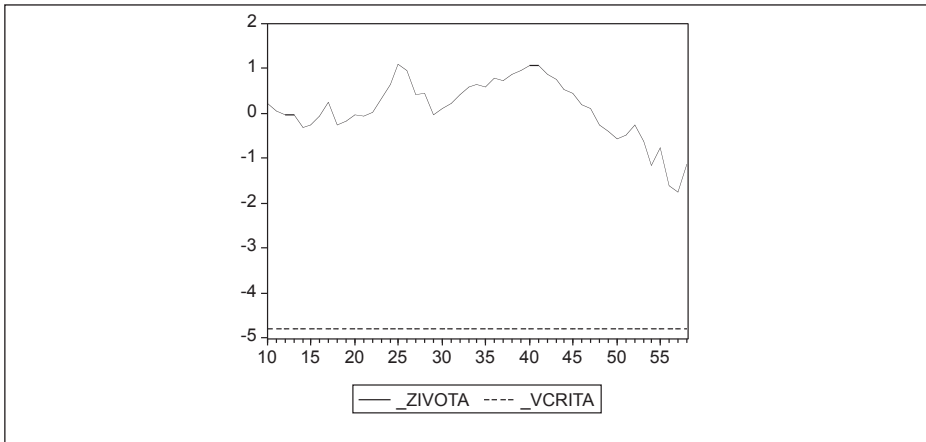
Fuente: Ben-David, d and Papell (1997).

Principales resultados

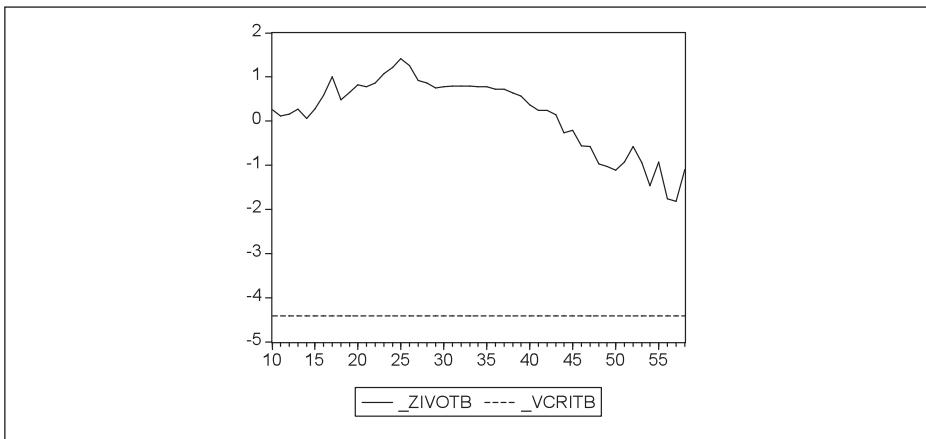
Dado que el t_τ del modelo que capta cambio estructural en media y pendiente es mayor que los valores críticos ($t_\tau=0.240597$, véase Salida 3 del Anexo 7), se concluye la existencia de raíz unitaria en la tasa de desempleo de Bogotá.

Debe anotarse que para cada modelo (A, B, y C) se estima el cambio estructural que es más favorable para el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria. Observando el test de ZA para el modelo A, la línea asociada al test aplicado secuencialmente sobre la media no cruza el valor crítico, con lo cual se concluye que no existe quiebre estructural en media.

Igual resultado se llega a observar gráficamente cuando el test aplicado secuencialmente a la tendencia no cruza el valor crítico.

Figura 2: Test para quiebre en media.

Fuente: Cálculos del autor.

Figura 3: Test para quiebre en tendencia.

Fuente: Cálculos del autor.

El test que modela cambio en media y tendencia arroja como resultado un quiebre en ambas, tal como lo muestra la figura. Efectivamente la línea asociada al test cruza el umbral crítico.

Además del método gráfico, para la escogencia del mejor modelo se utiliza el criterio de selección de modelos de

Akaike, seleccionando el modelo que reporte el menor valor. En este caso el modelo elegido es el C (Véase Anexo 7), que modela ruptura en media y tendencia. Es de anotar que ZA no solo realiza el test, sino que también indica el punto donde ocurre el quiebre. En este caso el punto de ruptura

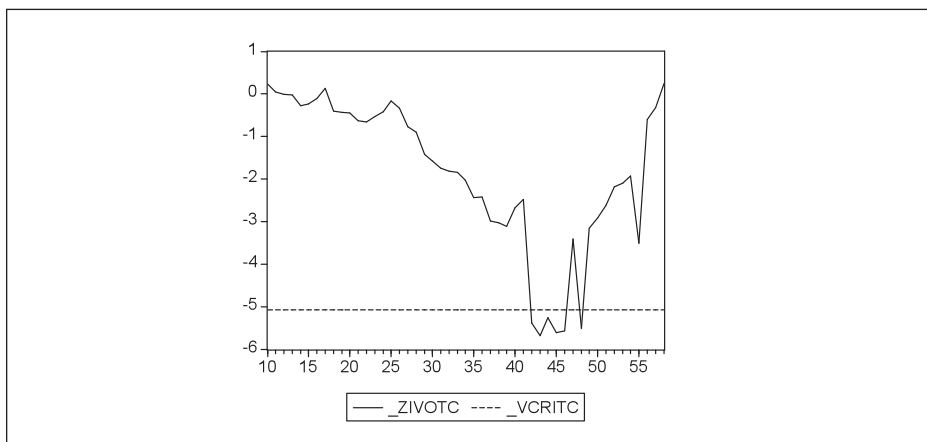
toma lugar en el segundo trimestre de 1995. Modelando el cambio estructural en ambos parámetros en la serie (tomando en cuenta el punto de ruptura propuesto por ZA) se confirma la significancia de las dummies asociadas en media y pendiente (Ver Anexo 4).

Para corregir la serie se toman en cuenta los coeficientes asociados a

las dummies (Ver Anexo 4). Con miras a verificar la corrección realizada, las dos series se grafican juntas a continuación (Ver Anexo 5).

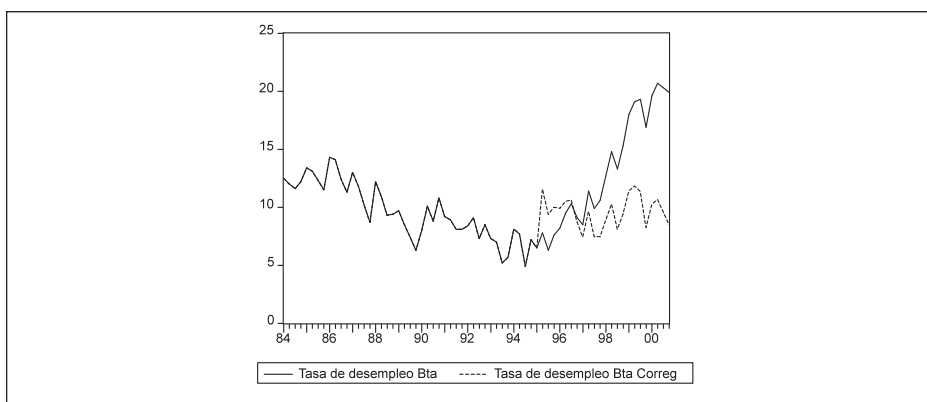
Si se observa detenidamente la figura se puede apreciar el cambio estructural tanto en media como en tendencia a partir del tercer trimestre de 1995 (hasta el segundo trimestre de 1995

Figura 4: Test para quiebre en media y tendencia.



Fuente: Cálculos del autor.

Figura 5: Corrección de la serie teniendo en cuenta cambio estructural.



Fuente: Cálculos del autor.

ambas series son iguales; existe estabilidad). Al realizar en un principio el test ADF se encontró que la serie tenía raíz unitaria (véase Anexo 1). Al efectuar nuevamente el test ADF sobre la serie modificada se obtuvo que ésta no tiene raíz unitaria al 5% y 10% (véase Anexo 6), lo que confirma que el hallazgo inicial estaba errado dada la tendencia a no rechazar la hipótesis de raíz unitaria en presencia de cambio estructural.

Conclusiones

Si una serie ha sufrido cambio estructural, el aplicar el test ADF tiende a no rechazar la hipótesis de raíz unitaria cuando realmente debe hacerlo. La alta probabilidad de cometer error tipo II se debe a que el test enfrenta en las hipótesis modelos lineales cuando en realidad la serie sigue procesos de orden superior, ya sean tendencias cuadráticas o quebradas. En suma, el test tiende a concluir erróneamente raíz unitaria en presencia de cambio estructural, pues enfrenta dos hipótesis que, por principio de cuenta, son falsas.

Al analizar la serie tasa de desempleo de Bogotá, el test ADF encontró raíz unitaria a todos los niveles de significancia, no obstante que la serie sigue una tendencia quebrada. Al aplicar el test ADF a la serie se observa la sensibilidad de la conclusión a medida que aumenta el tamaño de la serie después del cambio.

Aplicar el test de ruptura secuencial de Zivot y Andrews tiene importantes ventajas sobre los test convencionales.

Revela si una serie en realidad tiene raíz unitaria independiente cuando la misma está enmarcada en una ruptura estructural. En particular, el test localiza de manera endógena el punto de quiebre estructural, indicando de paso si este es en media, tendencia o en ambos. Este punto es de capital importancia dado que en los test tradicionales el punto de quiebre se localiza de manera exógena y es menos preciso que en el caso de ZA, el cual permite que los datos “hablen por sí mismos” respecto al periodo donde ha ocurrido el cambio.

Se debe tener cuidado al efectuar los análisis de estacionariedad a series que presentan tendencias de orden superior dada la inclinación de los test a encontrar raíz unitaria donde realmente no existe. Si se tiene en cuenta lo que implica desde el punto de vista de política económica encontrar raíz unitaria, entonces “hay que andar con cuidado”. En el caso de la tasa de desempleo de Bogotá la conclusión al aplicar el test de Zivot y Andrews es raíz unitaria, es decir, histéresis. Que la tasa de desempleo en Bogotá tenga raíz unitaria significa que los choques que presente la serie son altamente persistentes, lo cual caracteriza el mercado laboral de la ciudad como altamente endógeno. En estas condiciones, la tasa de desempleo estaría condicionada altamente a su propia historia, es decir, condicionada a factores endógenos del mercado de trabajo tales como salarios reales inelásticos a la baja y otros factores que distorsionan el ajuste. Para la política

económica, este hallazgo, resultado de ciertos cálculos econométricos, justificaría la flexibilización laboral, es decir, facilitar las contrataciones así como los despidos, para promover la generación de empleo.

Bibliografía

- ARRUFAT, J.L. A.M. y DÍAZ CAFFERATA y G.E. UTRERA (1999); "Hysteresis and Structural Breaks in Regional Unemployment. Argentina 1980-1998" Anales de la Asociación Argentina de Economía Política XXXIV Reunión Anual.
- BEN-DAVID, D. y PAPELL, D.H (1997); "International Trade and Structural Change", *Journal of International Economics*, Vol 43, No 3/4, noviembre.
- CORREA, BYRON, *et al.* (2006) "Histéresis en el desempleo en Colombia o presencia de cambio estructural". Documento de Trabajo No. 87. Febrero. Universidad del Valle.
- DAVIDSON, R. y MACKINNON J. (1993); "Estimation and inference in Econometrics", New York, Oxford University Press.
- ENDERS, W. (1995): "*Applied Econometric Time Series*", John Wiley & Sons.
- EVIEWS (1997); User's Guide, Quantitative Micro Software, Irvine CA.
- GREENE, W. (2000); "*Econometric Analysis*", Cuarta Edición, Prentice Hill International, Londres.
- JIMENO, J. y S. BENTOLILA (1995); "Regional Unemployment persistente. Spain 1976-1994", FEDEA, Documento de trabajo 95-09
- LASO, V. (2002); "Nueva metodología de la encuesta de hogares: ¿Más o menos desempleados?", DNP, Documento 213.
- LAYARD, R.; NICKELL S. y JACKMAN R. (1991); "*Unemployment Macroeconomic Performance and the Labour Market*", Oxford University Press. Traducido como "*Los Resultados Macroeconómicos del Paro y el Mercado de Trabajo*" (1994), Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, España.
- LÓPEZ, H.; CASTAÑO, E. (1999); "Determinantes del empleo en siete ciudades". Cuadernos del CIDE, No 5, Medellín.
- McCONNELL, C. y BRUE, S. (1997); "*Economía Laboral*", Primera Edición en Español, Mc Graw Hill, Madrid.
- PERRON, P. (1990); "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol 8.
- URIBE, JOSÉ I. y CASTELLAR, CARLOS E. (2002); "Estructura y Evolución del Desempleo en el Área Metropolitana de Cali 1988-1998: ¿Existe Histéresis?", *Documentos de Trabajo*, No 60, CIDSE, Universidad del Valle.
- ZIVOT, E. y ANDREWS W.K. (1992); "Further Evidence an the Great Cash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*. Julio. Vol. 10 No. 3.

Anexo 1

Test ADF para la tasa de desempleo de Bogotá 1984-2000.

ADF Test Statistic	-1.170574	1% Critical Value*	-4.0990
		5% Critical Value	-3.4769
		10% Critical Value	-3.1657

Anexo 2

Test ADF por subperiodos para la tasa de desempleo de Bogotá.

1984:1 -1993:1.	ADF Test Statistic	-3.793661	1% Critical Value*	-4.2324
			5% Critical Value	-3.5386
			10% Critical Value	-3.2009
1984:1 -1994:1	ADF Test Statistic	-4.013635	1% Critical Value*	-4.2023
			5% Critical Value	-3.5247
			10% Critical Value	-3.1931
1984:1 -1995:1	ADF Test Statistic	-4.569176	1% Critical Value*	-4.1781
			5% Critical Value	-3.5136
			10% Critical Value	-3.1868
1984:1 -1996:1	ADF Test Statistic	-4.302268	1% Critical Value*	-4.1584
			5% Critical Value	-3.5045
			10% Critical Value	-3.1816
1984:1 -1997:1	ADF Test Statistic	-3.451950	1% Critical Value*	-4.1420
			5% Critical Value	-3.4969
			10% Critical Value	-3.1772
1984:1 -1998:1	ADF Test Statistic	-2.292076	1% Critical Value*	-4.1281
			5% Critical Value	-3.4904
			10% Critical Value	-3.1735
1984:1 -1999:1	ADF Test Statistic	-0.825455	1% Critical Value*	-4.1162
			5% Critical Value	-3.4849
			10% Critical Value	-3.1703

1984:1 -2000:1	ADF Test Statistic	-0.964121	1% Critical Value*	-4.1059
			5% Critical Value	-3.4801
			10% Critical Value	-3.1675

Anexo 3

Programa iterativo (algoritmo) para el test de Zivot y Andrews en Eviews 4.0.

```
'Nivel de holgura
!Hol = 10
'Número máximo de rezagos
!Rez = 6
GENR _Serie=Bogotá
GENR _Dserie = d(Bogotá)
'Estas series contendrán los estadísticos estimados para
'cada fecha tentativa de quiebre.
GENR _ZivotA = 0
GENR _ZivotB = 0
GENR _ZivotC = 0
'Estas series contienen los valores críticos de Zivot y
'Andrews para cada tipo de modelo (alpha = 5%).
GENR _VcritA = -4.80
GENR _VcritB = -4.42
GENR _VcritC = -5.08
GROUP _M_A _ZivotA _VcritA
GROUP _M_B _ZivotB _VcritB
GROUP _M_C _ZivotC _VcritC
!Obs = @OBS(_Serie)
!Fin = !Obs-!Hol
'Elementos para la elección del tipo de modelo óptimo.
!FMaxA = 0
!FMaxB = 0
!FMaxC = 0
VECTOR(3) _Evaluación = 0
EQUATION _Model_A
EQUATION _Model_B
EQUATION _Model_C
EQUATION _Temp
TABLE(8,2) Reporte_%0
SETCOLWIDTH(Reporte_%0,1,15)
SETCOLWIDTH(Reporte_%0,2,30)
SETCELL(Reporte_%0,1,1,"Resultados de la prueba F")
SETCELL(Reporte_%0,2,1,"Serie analizada")
SETCELL(Reporte_%0,2,2,%0,"I")
SETLINE(Reporte_%0,3)
SETLINE(Reporte_%0,8)
SETCELL(Reporte_%0,4,1,"Modelo A","c")
SETCELL(Reporte_%0,5,1,"Modelo B","c")
```

```

SETCELL(Reporte_%0,6,1,"Modelo C","c")
SETCELL(Reporte_%0,7,1,"Mejor Modelo","c")
%Resp = "El quiebre está en el período "
'ALGORITMO DE BÚSQUEDA
FOR !i = !Hol to !Fin
    'Generación de dummies.
    GENR _Dum = 0
    SMPL !i !Obs
    GENR _Dum = 1
    SMPL @ALL
    GENR _Dut = @TREND*_Dum
    'Evaluación del Modelo C.
    '=====
        _Temp.LS _Serie c @TREND(1) _Dum _Dut
        IF _Temp.@F > !FMaxC THEN
            !FMaxC = _Temp.@F
            SETCELL(Reporte_%0,6,2,%Resp + @str(!i-1),»!»)
        ENDIF
        GROUP _Rezagos _Dserie(-1 to -!Rez)
        !ultimo_r = 5 + !Rez
        !r = -!Rez
        FOR !j = !ultimo_r to 6 step -1
            _Model_C.LS _Dserie c _Serie(-1) @TREND(1) _Dum _Dut _Rezagos
            IF @TDIST(@TSTAT(!j),@REGOBS-@NCOEF)<=0.05 THEN
                _ZivotC(!i) = @TSTAT(2)
                EXITLOOP
            ELSE _Rezagos.DROP _Dserie(!r)
                !r = !r+1
            ENDIF
        NEXT
        IF !r = 0 THEN
            _Model_C.LS _Dserie c _Serie(-1) @TREND(1) _Dum _Dut
            _ZivotC(!i) = @TSTAT(2)
        ENDIF
    'Evaluación del Modelo B.
    '=====
        _Temp.LS _Serie c @TREND(1) _Dut
        IF _Temp.@F > !FMaxB THEN
            !FMaxB = _Temp.@F
            SETCELL(Reporte_%0,5,2,%Resp + @str(!i-1),"!")
        ENDIF
        GROUP _Rezagos _Dserie(-1 to -!Rez)
        !ultimo_r = 4 + !Rez
        !r = -!Rez
        FOR !j = !ultimo_r to 5 step -1
            _Model_B.LS _Dserie c _Serie(-1) @TREND(1) _Dut _Rezagos
            IF @TDIST(@TSTAT(!j),@REGOBS-@NCOEF)<= 0.05 THEN
                _ZivotB(!i) = @TSTAT(2)
                EXITLOOP
            ELSE _Rezagos.DROP _Dserie(!r)
                !r = !r+1
            ENDIF

```

```

NEXT
IF !r = 0 THEN
    _Model_B.LS_Dserie c_Serie(-1) @TREND(1) _Dut
    _ZivotB(!i) = @TSTAT(2)
ENDIF
'Evaluación del Modelo A.
'=====
    _Temp.LS_Serie c @TREND(1) _Dum
    IF _Temp.@F > !FMaxA THEN
        !FMaxA = _Temp.@F
        SETCELL(Reporte_%0,4,2,%Resp + @str(!i-1),"")
    ENDIF
    GROUP _Rezagos_Dserie(-1 to -!Rez)
    !ultimo_r = 4 + !Rez
    !r = -!Rez
    FOR !j = !ultimo_r to 5 step -1
        _Model_A.LS_Dserie c_Serie(-1) @TREND(1) _Dum _Rezagos
        IF @TDIST(@TSTAT(!j).@REGOBS-@NCOEF)<= 0.05 THEN
            _ZivotA(!i) = @TSTAT(2)
            EXITLOOP
        ELSE _Rezagos.DROP_DSerie(!r)
            !r = !r+1
        ENDIF
    NEXT
    IF !r = 0 THEN
        _Model_A.LS_Dserie c_Serie(-1) @TREND(1) _Dum
        _ZivotA(!i) = @TSTAT(2)
    ENDIF
NEXT
'=====
_Evaluacion(1) = !FMaxA
_Evaluacion(2) = !FMaxB
_Evaluacion(3) = !FMaxC
!Maximo = @MAX(_Evaluacion)
FOR !i = 1 to 3
    IF _Evaluacion(!i) = !Maximo THEN
        SETCELL(Reporte_%0,7,2,!i,0,"")
    ENDIF
NEXT
SMPL !Hol !Fin
GRAPH _Resultado_A.line _M_A
GRAPH _Resultado_B.line _M_B
GRAPH _Resultado_C.line _M_C
GRAPH ZA_%0.MERGE _Resultado_A _Resultado_B _Resultado_C
SMPL @ALL
'=====

```

Anexo 4

Regresión tomando en cuenta como punto de quiebre 1995:III. F es una variable falsa definida de la siguiente manera:

Dependent Variable: Bogotá

Method: Least Squares

Sample: 1 68

Included observations: 68

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.622222	0.323781	29.71832	0.0000
F	-35.53675	3.931343	-9.039340	0.0000
TEND*F	0.690415	0.068276	10.11214	0.0000
R-squared	0.696630		Mean dependent var	10.91324
Adjusted R-squared	0.687296		S.D. dependent var	3.884101
S.E. of regression	2.171988		Akaike info criterion	4.432278
Sum squared resid	306.6396		Schwarz criterion	4.530197
Log likelihood	-147.6974		F-statistic	74.62996
Durbin-Watson stat	0.549803		Prob(F-statistic)	0.000000

Anexo 5

Series tasa de desempleo (TDB) y tasa de desempleo corregida (TDBC).

Trimestre	TDB	TDBC	Trimestre	TDB	TDBC	Trimestre	TDB	TDBC
1984:1	12.50	12.50	1989:4	6.30	6.30	1995:3	9.38	6.30
1984:2	12.00	12.00	1990:1	8.00	8.00	1995:4	9.99	7.60
1984:3	11.60	11.60	1990:2	10.10	10.10	1996:1	9.90	8.20
1984:4	12.20	12.20	1990:3	8.80	8.80	1996:2	10.51	9.50
1985:1	13.40	13.40	1990:4	10.80	10.80	1996:3	10.62	10.30
1985:2	13.10	13.10	1991:1	9.20	9.20	1996:4	8.73	9.10
1985:3	12.30	12.30	1991:2	8.90	8.90	1997:1	7.44	8.50
1985:4	11.50	11.50	1991:3	8.10	8.10	1997:2	9.65	11.40
1986:1	14.30	14.30	1991:4	8.10	8.10	1997:3	7.46	9.90
1986:2	14.10	14.10	1992:1	8.40	8.40	1997:4	7.47	10.60
1986:3	12.40	12.40	1992:2	9.10	9.10	1998:1	8.88	12.70
1986:4	11.30	11.30	1992:3	7.30	7.30	1998:2	10.28	14.80
1987:1	13.00	13.00	1992:4	8.50	8.50	1998:3	8.10	13.30
1987:2	11.80	11.80	1993:1	7.30	7.30	1998:4	9.41	15.30
1987:3	10.20	10.20	1993:2	7.00	7.00	1999:1	11.42	18.00
1987:4	8.70	8.70	1993:3	5.20	5.20	1999:2	11.83	19.10
1988:1	12.20	12.20	1993:4	5.70	5.70	1999:3	11.34	19.30
1988:2	10.90	10.90	1994:1	8.10	8.10	1999:4	8.25	16.90
1988:3	9.30	9.30	1994:2	7.70	7.70	2000:1	10.25	19.60
1988:4	9.40	9.40	1994:3	4.90	4.90	2000:2	10.66	20.70
1989:1	9.70	9.70	1994:4	7.20	7.20	2000:3	9.57	20.30
1989:2	8.50	8.50	1995:1	6.50	6.50	2000:4	8.48	19.90
1989:3	7.400	7.40	1995:2	11.57	7.80			

Anexo 6

Test ADF sobre la serie tasa de desempleo corregida por el cambio estructural.

ADF Test Statistic	-3.650144	1% Critical Value*	-4.0990
		5% Critical Value	-3.4769
		10% Critical Value	-3.1657

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Anexo 7

Modelos de cambio estructural en media, tendencia y ambos

En el programa DSERIE corresponde a la serie tasa de desempleo de Bogotá

Salida 1:Cambio en media

Dependent Variable: _DSERIE

Method: Least Squares

Date: 02/27/07 Time: 20:00

Sample(adjusted): 5 68

Included observations: 64 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.658358	1.226330	0.536852	0.5935
_SERIE(-1)	-0.107476	0.094302	-1.139709	0.2592
@TREND(1)	0.010916	0.015196	0.718335	0.4755
_DUM	2.132358	1.092590	1.951654	0.0559
_DSERIE(-1)	-0.384967	0.141758	-2.715669	0.0087
_DSERIE(-2)	-0.420667	0.135735	-3.099174	0.0030
_DSERIE(-3)	-0.273749	0.131309	-2.084767	0.0416
R-squared	0.300304		Mean dependent var	0.120313
Adjusted R-squared	0.226651		S.D. dependent var	1.538003
S.E. of regression	1.352524		Akaike info criterion	3.544740
Sum squared resid	104.2713		Schwarz criterion	3.780868
Log likelihood	-106.4317		F-statistic	4.077317
Durbin-Watson stat	1.864307		Prob(F-statistic)	0.001804

Salida 2: Cambio en tendencia

Dependent Variable: _DSERIE

Method: Least Squares

Date: 02/27/07 Time: 20:00

Sample(adjusted): 5 68

Included observations: 64 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.722105	1.337840	0.539755	0.5915
_SERIE(-1)	-0.112866	0.102790	-1.098025	0.2768
@TREND(1)	0.010665	0.016098	0.662540	0.5103
_DUT	0.034345	0.019176	1.791089	0.0786
_DSERIE(-1)	-0.373437	0.145107	-2.573523	0.0127
_DSERIE(-2)	-0.411519	0.137578	-2.991174	0.0041
_DSERIE(-3)	-0.268072	0.132607	-2.021552	0.0479
R-squared	0.293320	Mean dependent var		0.120313
Adjusted R-squared	0.218932	S.D. dependent var		1.538003
S.E. of regression	1.359257	Akaike info criterion		3.554672
Sum squared resid	105.3120	Schwarz criterion		3.790799
Log likelihood	-106.7495	F-statistic		3.943138
Durbin-Watson stat	1.855917	Prob(F-statistic)		0.002297

Salida 3: Cambio en media y tendencia

Dependent Variable: _DSERIE

Method: Least Squares

Date: 02/27/07 Time: 20:00

Sample(adjusted): 5 68

Included observations: 64 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.145098	1.752637	-0.653357	0.5162
_SERIE(-1)	0.032595	0.135476	0.240597	0.8107
@TREND(1)	0.027069	0.018834	1.437221	0.1562
_DUM	17.48477	10.80473	1.618251	0.1112
_DUT	-0.269466	0.188691	-1.428086	0.1588
_DSERIE(-1)	-0.520065	0.169365	-3.070668	0.0033
_DSERIE(-2)	-0.517662	0.150689	-3.435302	0.0011
_DSERIE(-3)	-0.338911	0.137896	-2.457730	0.0171
R-squared	0.324890	Mean dependent var		0.120313
Adjusted R-squared	0.240501	S.D. dependent var		1.538003
S.E. of regression	1.340358	Akaike info criterion		3.540219
Sum squared resid	100.6073	Schwarz criterion		3.810079
Log likelihood	-105.2870	F-statistic		3.849921
Durbin-Watson stat	1.919985	Prob(F-statistic)		0.001747